

Rendimiento educativo y diferencial salarial por género en España

MARTA RAHONA-LÓPEZ*

INÉS P. MURILLO-HUERTAS**

MARÍA DEL MAR SALINAS-JIMÉNEZ**

INTRODUCCIÓN

Conseguir la igualdad entre hombres y mujeres ha sido y continúa siendo uno de los objetivos fundamentales para los países miembros de la Unión Europea (Comisión Europea, 2008). A lo largo de las últimas décadas, y gracias al esfuerzo realizado, la situación de las mujeres con respecto a la de los hombres en Europa ha experimentado una mejora sustancial en diversos campos. Así, por ejemplo, la participación de las mujeres en el mercado de trabajo ha crecido de forma ininterrumpida y, actualmente, las mujeres ostentan mayores niveles de estudio que los hombres. No obstante, todavía quedan pendientes algunos retos en materia de igualdad, entre los que destaca la reducción significativa del diferencial salarial por género. A pesar de los avances en esta materia, en el año 2009, los salarios de las mujeres europeas representaban tan sólo un 83% del salario de los hombres. En el caso de

España, el diferencial salarial era aún mayor, alcanzando el salario de las mujeres apenas el 78% del obtenido por los varones (Comisión Europea, 2010).

La literatura ha identificado distintas fuentes de desigualdad salarial entre hombres y mujeres. En primer lugar, existe una evidente segregación por género en algunos sectores económicos, siendo la presencia masculina más frecuente en determinados sectores que gozan de una mayor valoración dentro del mercado de trabajo que otras profesiones típicamente femeninas. Además, dentro del mismo sector, los trabajos de las mujeres suelen tener menos valor y estar peor pagados que los de los hombres (Simón, 2006; Simón *et al.*, 2008; Comisión Europea, 2010). Por otro lado, una parte del diferencial salarial por género sería consecuencia de que la proporción de mujeres que trabaja a tiempo parcial es superior a la de los varones y que éstas son menos propensas a ostentar un empleo que implique tareas de supervisión, cuestiones que también tienen un impacto negativo en su salario, en el desarrollo de su carrera laboral, en sus posibilidades de pro-

* Universidad Autónoma de Madrid.

** Universidad de Extremadura.

moción y en sus futuras pensiones. No obstante, aun reconociendo la importancia de las variables anteriormente citadas, el nivel educativo de los individuos sigue jugando un papel fundamental a la hora de explicar las diferencias salariales por género. A este respecto, Gradín y del Río (2009) concluyen que la reducción en la brecha salarial por razón de género experimentada en España a finales de los años 90 fue fundamentalmente consecuencia de la mejora en el nivel educativo de las mujeres. Adicionalmente, un informe de la Comisión Europea (2005) señala que la característica observable que mayor poder explicativo tiene en los diferenciales salariales por género es la educación.

En este sentido, distintos estudios empíricos han analizado el diferencial salarial por género teniendo en cuenta el nivel educativo del individuo. Así, el trabajo de Katz y Murphy (1992) para Estados Unidos pone de manifiesto que existen discrepancias en el diferencial salarial por género entre los trabajadores con distintos niveles de estudio. Más recientemente, Favaro y Magrini (2008), Addabbo y Favaro (2011) y Mussida y Picchio (2012) confirman que, en el caso de Italia, el diferencial salarial por razón de género es mayor para las mujeres con bajos niveles de cualificación. Addabbo y Favaro (2011) concluyen que la discriminación salarial (entendida como la parte de la brecha salarial no explicada por diferencias en dotaciones de características productivas entre hombres y mujeres) es más importante en las mujeres más cualificadas y que, además, en este colectivo el diferencial salarial por género crece a lo largo de la distribución de ingresos. Por su parte, Mussida y Picchio (2012) afirman que son las mujeres con bajos niveles de estudio las más penalizadas en términos salariales por la existencia de discriminación en el mercado de trabajo. Asimismo, en este último trabajo se encuentra evidencia a favor de que, para las mujeres más cualificadas, el diferencial salarial por género crece a lo largo de la distribución salarial. Sin embargo, en el caso

de las mujeres con bajos niveles de estudio, el diferencial salarial por género es mayor en la parte inferior de la distribución de salarios. Un resultado similar aparece en el estudio realizado por de la Rica *et al.* (2008) para el caso de España, donde los autores señalan que, para las mujeres universitarias, el diferencial salarial es mayor al final de la distribución; sin embargo, en el caso las mujeres con menores niveles de estudio los resultados apuntan a que las mayores diferencias salariales por género aparecen en los niveles inferiores de la distribución de salarios.

Siendo la educación una variable fundamental a la hora de explicar las diferencias salariales por género, resulta de interés conocer si los rendimientos educativos son iguales con independencia del sexo del trabajador. Aunque el contexto del mercado laboral y el sistema educativo en España sugiere la existencia de diferencias por género en los retornos de la inversión educativa (Arrazola y de Hevia, 2006), la evidencia empírica no aporta resultados concluyentes acerca de si estos rendimientos son mayores o menores para los hombres con respecto a los de las mujeres. Mientras que algunos trabajos apuntan a que las mujeres obtienen un mayor rendimiento de la inversión educativa (Oliver *et al.*, 1999; Caparrós *et al.*, 2001; Arrazola y de Hevia, 2006) otros concluyen que los rendimientos de la educación recibidos por las mujeres serían iguales o incluso inferiores a los de los hombres (Barceinas *et al.*, 2000; Trostel *et al.*, 2002; Blanco y Pons, 2002). Asimismo, y dado que numerosos estudios para el ámbito español han puesto de manifiesto la existencia de divergencias entre el nivel educativo de los individuos y el requerido en su puesto de trabajo (Alba-Ramírez, 1993; García-Serrano y Malo, 1996; Murillo-Huertas *et al.* 2012), sería conveniente analizar el rendimiento de la educación teniendo en cuenta el (des)ajuste entre educación y empleo.

Teniendo estas premisas en consideración, el presente trabajo persigue un doble objetivo. En primer lugar, siguiendo el ejemplo de

Budría y Moro-Egido (2008), se pretende analizar la rentabilidad de la educación para hombres y para mujeres a lo largo de toda la distribución salarial teniendo en cuenta el efecto del desajuste educativo, con objeto de comprobar si existen diferencias en el rendimiento educativo por género y si éstas permanecen constantes o, por el contrario, varían dependiendo de en qué punto de la distribución nos encontremos. Asimismo, el análisis se realiza para la muestra total, y para las muestras de individuos con bajo y alto nivel de estudios con el fin de analizar si las posibles divergencias en los rendimientos educativos por género muestran comportamientos distintos dependiendo del nivel de estudios de los individuos.

En segundo lugar, se analiza el diferencial salarial por género a lo largo de la distribución de salarios, teniendo en cuenta el nivel de estudios de los individuos para averiguar si el diferencial salarial por género presenta un comportamiento distinto en función del nivel educativo de los trabajadores. Asimismo, el hecho de disponer de toda la distribución de salarios permite contrastar la existencia de los fenómenos denominados techo de cristal (*glass ceiling*) y suelo pegajoso (*sticky floor*). La literatura empírica identifica la presencia de techo de cristal en el mercado de trabajo si el diferencial salarial por género es mayor al final de la distribución salarial (Albrecht *et al.*, 2003), mientras que el fenómeno de suelo pegajoso se asocia a situaciones en las que el diferencial salarial por género se acentúa en la parte inferior de la distribución (Arulampalam *et al.*, 2007). Basándose en las definiciones de techo de cristal y suelo pegajoso propuestas en el trabajo de Nicodemo (2009), el presente estudio pretende contrastar la existencia de dichos fenómenos en el mercado laboral español tanto para la población total como para las muestras de individuos con alto y bajo nivel de estudios, respectivamente.

El resto del trabajo se estructura como sigue. En el apartado 2 se muestra la fuente

estadística utilizada, se define la medida empleada para cuantificar el desajuste educativo y, finalmente, se realiza un breve análisis descriptivo de las variables más representativas del estudio. En el apartado 3 se estiman los rendimientos de la educación alcanzada por el individuo, mediante la utilización de una educación minceriana de ingresos (Mincer, 1974) y, con el fin de cuantificar el efecto sobre los salarios del desajuste educativo, mediante la especificación ORU desarrollada por Duncan y Hoffman (1981). En ambos casos, se realizan análisis diferenciando por género y nivel de estudios. En el apartado 4, a través de la metodología desarrollada por Juhn, Murphy y Pierce (1993), se calcula el diferencial salarial por género, identificándose distintas pautas en el mismo en función del nivel educativo de los individuos. Finalmente, en el apartado 5 se presentan las principales conclusiones de la investigación.

FUENTE DE DATOS, MEDICIÓN DEL DESAJUSTE EDUCATIVO Y ANÁLISIS DESCRIPTIVO

Los datos empleados en este estudio proceden de la Encuesta de Estructura Salarial (EES) correspondiente al año 2006. Esta encuesta, elaborada por el INE, se enmarca en un proyecto europeo que trata de proporcionar una información armonizada, de periodicidad cuatrienal, acerca de la estructura y la distribución salarial en cada uno de los estados de la UE. Una de las principales ventajas de esta fuente estadística con respecto a otras existentes en España es su gran tamaño muestral, dado que se dispone de información individualizada acerca de la situación demográfica y laboral de más de 150.000 trabajadores asalariados en 2006.

La EES proporciona información emparejada referida tanto a empresas como a sus trabajadores. Las empresas son clasificadas en nueve sectores productivos: industria, construcción, comercio, hostelería, transpor-

tes y comunicaciones, intermediación financiera, actividades inmobiliarias y de alquiler, servicios empresariales y educación, sanidad y otras actividades sociales. Adicionalmente, se dispone de información sobre el tamaño de la empresa, el tipo de convenio colectivo al que está adscrita y la región donde se ubica. Por su parte, la información relativa a los trabajadores de cada establecimiento incluye, además del salario, variables relativas a la edad, el sexo, el nivel educativo, la antigüedad en la empresa, la ocupación, el tipo de contrato, el tipo de jornada y si el trabajador realiza o no tareas de supervisión¹.

Para evaluar la rentabilidad de la inversión educativa en función de la adecuación entre el nivel educativo del trabajador y el requerido en su puesto de trabajo resulta necesario estimar previamente el grado de ajuste educativo. En la literatura se han utilizado distintas medidas de desajuste educativo que pueden agruparse, con carácter general, en medidas objetivas, subjetivas y estadísticas. Cada una de estas medidas de desajuste educativo presenta ventajas e inconvenientes tanto en su metodología como en las condiciones necesarias para su puesta en práctica (Hartog, 2000). Además, en la literatura empírica no parece existir una clara preferencia por el uso de una u otras medidas, sino que la elección del método de medición suele venir condicionada por

la información disponible en la base de datos utilizada².

En el presente trabajo, se ha optado por utilizar la medida estadística que toma el valor modal como punto de referencia, siguiendo la propuesta de Kiker *et al.* (1997)³. De acuerdo con esta metodología, los años de escolaridad alcanzados por un individuo i en la ocupación j (S_{ij}) pueden descomponerse en años de educación requerida en el puesto de trabajo (S_{ij}^r), años de sobreeducación (S_{ij}^o) y años de infraeducación (S_{ij}^u), donde S_j^r es el valor modal de los años de escolaridad en una ocupación determinada. En este caso,

$S_{ij}^o = S_{ij} - S_{ij}^r$ si $S_{ij} - S_{ij}^r > 0$; $S_{ij}^o = 0$, en caso contrario, y

$S_{ij}^u = S_{ij}^r - S_{ij}$ si $S_{ij}^r - S_{ij} > 0$; $S_{ij}^u = 0$, en caso contrario.

Según Budría (2011), cuando se utiliza el método estadístico en la medición del desajuste educativo resulta conveniente que la fuente de datos presente dos características. La primera de ellas es que el nivel educativo de los individuos se encuentre suficientemente detallado pues, en caso contrario, el valor modal de los años de escolaridad en una ocupación podría coincidir con distintos niveles de estudio, agrupando así a trabajadores cuyo nivel educativo no es comparable. En segundo lugar, la variable «ocupación» debe encontrarse suficientemente desagregada.

¹ Al igual que la utilización de la EES presenta numerosas ventajas también adolece de una limitación substancial y es que, como en su muestra sólo están incluidos asalariados, no permite tener en cuenta el sesgo de selección existente en el mercado de trabajo entre los individuos que han obtenido un empleo y aquéllos que se encuentran en situación de desempleo o incluso de inactividad. No obstante, aun siendo esta dificultad importante, en nuestra opinión, las ventajas que presenta esta fuente estadística son numerosas y, de hecho, ha sido utilizada en diversos trabajos empíricos desarrollados para el ámbito español (Gardeazabal y Ugidos, 2005; Amuedo-Dorantes y de la Rica, 2006; Simón, 2006; Simón *et al.*, 2008; Gradín y del Río, 2009; de la Rica, 2010).

² Sin ánimo de ser exhaustivos, puede señalarse que, por ejemplo, los trabajos de Viera (1997) y Lassibille *et al.* (2001) utilizan una medida objetiva; Sicherman (1991), Sloane *et al.* (1999), Büchel y Battu (2003) y Dolton y Vignoles (2000) emplean una medida subjetiva y, finalmente, Verdugo y Verdugo (1989), Groot y Van der Brink (1997), Cohn y Ng (2000) y Rubb (2003) hacen uso de medidas estadísticas para cuantificar el desajuste educativo.

³ Según estos autores, la medida estadística basada en el valor modal presenta como ventaja, con respecto a la medida estadística basada en el valor promedio, una menor sensibilidad a la posible existencia de datos atípicos y a cambios en la organización del trabajo.

En nuestro caso, la EES cumple con ambos requisitos, lo que nos ha permitido utilizar siete niveles de estudio diferentes y un nivel de desagregación de las ocupaciones en 2 dígitos, basado en la Clasificación Nacional de Ocupaciones 1994, que da lugar a más 60 ocupaciones distintas.

La muestra utilizada está formada por 188.515 individuos asalariados, con edades comprendidas entre los 16 y los 65 años. De ellos, 119.000 son varones y el resto mujeres. El salario se expresa en términos brutos por hora trabajada y se calcula a partir del salario base del mes de octubre, que se considera representativo del conjunto del año, sumando, en su caso, los complementos salariales prorrateados. Por otra parte, dado que la fuente estadística empleada no proporciona información acerca del número de años de escolarización de los individuos, éste se aproxima mediante el número teórico de años de escolaridad necesarios para completar el nivel de estudios más alto declarado por el trabajador. Asimismo, al desconocer la experiencia real del individuo en el mercado de trabajo se utiliza como *proxy* la experiencia potencial, que habitualmente se calcula restando a la edad seis y los años de escolaridad.

En la tabla 1 se presentan los principales estadísticos descriptivos de la muestra utilizada. Como puede observarse, sólo un 47% de las mujeres y un 41,4% de los hombres ostentan un nivel educativo que se corresponde con el requerido en su puesto de trabajo. Por tanto, el desajuste educativo afecta a más del 50% de los trabajadores de ambos sexos, especialmente en la forma de sobreeducación, que incide sobre el 37,4% de los varones y el 34,6% de las mujeres. En consecuencia, a partir de los descriptivos obtenidos, se deriva que la incidencia del desajuste educativo es mayor en el caso de los hombres, tanto en su vertiente de sobreeducación como en la de infraeducación.

Por otro lado se observa que, en términos generales, los salarios obtenidos por las mujeres representan aproximadamente el 80% del salario de los hombres. En el caso de los individuos infraeducados, estas diferencias se acentúan notablemente, siendo el salario de las mujeres apenas un 70% del correspondiente a los varones. De acuerdo con la información contenida en la tabla 1, resulta difícil justificar estas diferencias salariales por la existencia de diferencias en los años de escolarización, ya que las mujeres

TABLA 1. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS POR GÉNERO Y DESAJUSTE EDUCATIVO

Hombres	P10	P25	P50	P75	P90	P90-P10
Educación alcanzada	0,030	0,036	0,045	0,052	0,056	0,026
Educación requerida	0,049	0,057	0,067	0,074	0,082	0,033
A. sobreeducación	0,024	0,029	0,035	0,039	0,041	0,017
A. infraeducación	-0,024	-0,027	-0,030	-0,032	-0,033	-0,009
Mujeres	P10	P25	P50	P75	P90	P90-P10
Educación alcanzada	0,033	0,041	0,052	0,061	0,065	0,031
Educación requerida	0,056	0,065	0,079	0,087	0,093	0,037
A. sobreeducación	0,024	0,025	0,031	0,037	0,042	0,019
A. infraeducación	-0,029	-0,033	-0,039	-0,042	-0,038	-0,009

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial (2006).

han dedicado 11,9 años a su educación frente a los 10,7 años de los hombres. Asimismo, las mujeres con educación universitaria suponen el 29% de la población mientras que la cifra para los hombres desciende hasta el 17,3%. Sin embargo, el diferencial salarial por género podría explicarse si atendemos a otras características productivas, como los años de experiencia laboral. En este caso, las mujeres cuentan con 19,2 años de experiencia frente a los 22,5 años acreditados por los hombres.

RENDIMIENTOS DE LA EDUCACIÓN Y DESAJUSTE EDUCATIVO: UN ANÁLISIS CUANTÍLICO

En el apartado anterior se ha puesto de manifiesto que los años de educación completados por las mujeres en España son sensiblemente superiores a los de los hombres. En este caso, si los rendimientos educativos para hombres y mujeres fueran idénticos, la variable años de escolaridad tendería a reducir el diferencial salarial por género. Sin embargo, si la rentabilidad de la educación fuese mayor para los hombres, ellos podrían compensar su déficit en años de escolaridad con un mayor rendimiento de los mismos.

Como se ha avanzado en la introducción, la evidencia empírica disponible en nuestro país no aporta resultados concluyentes a este respecto. Nuestro trabajo pretende contribuir a esta literatura siguiendo el ejemplo de Budría y Moro Egido (2008), para lo cual los rendimientos educativos por género son estimados a lo largo de la distribución salarial teniendo en cuenta el (des) ajuste entre educación y empleo. Asimismo, y como novedad, los resultados se obtienen para la muestra total y para las muestras de trabajadores con hasta estudios secundarios y estudios universitarios, con objeto de contrastar si las posibles diferencias en los rendimientos educativos por género muestran patrones distintos dependiendo del nivel de estudios de los individuos.

Para estimar los rendimientos de la educación a lo largo de la distribución salarial se emplea un modelo de estimación cuantílica formulado de la siguiente manera:

$$\ln w_i = X_i \beta_\theta + e_{\theta i} \text{ con } Quant_\theta(\ln w_i | X_i) = X_i \beta_\theta \quad (2)$$

donde X_i es el vector de variables exógenas y β_θ el vector de parámetros. $Quant_\theta(\ln w_i | X_i)$ denota el θ cuantil del logaritmo del salario dado X .

A partir de los datos procedentes de la EES se estiman, separadamente para hombres y mujeres, dos ecuaciones de ingresos. La primera es la ecuación minceriana de ingresos definida como:

$$\ln w_i = \alpha_\theta + \beta_\theta S_i + \delta_\theta X_i + e_{\theta i} \quad (4)$$

donde el subíndice θ representa la estimación del θ percentil condicionado. La variable dependiente $\ln w$ es el logaritmo del salario bruto por hora. S representa los años de escolaridad alcanzados por el individuo y el coeficiente β nos indicaría el rendimiento de un año de inversión educativa. Finalmente, X es un vector de variables explicativas tales como la experiencia y su cuadrado, el tipo de contrato (temporal o indefinido), el tipo de jornada (parcial o completa), el tamaño de la empresa (distinguiendo tres estratos: pequeña, media y gran empresa), su titularidad (pública o privada), la industria (a nueve sectores de la CNAE-93), la región de ubicación y si el trabajador realiza o no tareas de supervisión.

En segundo lugar, se emplea la especificación ORU (over-required-under education) desarrollada por primera vez por Duncan y Hoffman (1981). Esta especificación permite descomponer los años de escolaridad obtenidos por el individuo en años de educación requeridos en su empleo (S^r), años de sobreeducación (S^o) y años de infraeducación (S^u).

$$\ln w_i = \alpha_\theta + \beta_\theta^r S_i^r + \beta_\theta^o S_i^o + \beta_\theta^u S_i^u + \delta_\theta X_i + e_{\theta i} \quad (4)$$

En este caso, los coeficientes β_{θ}^r , β_{θ}^o , β_{θ}^u , mostrarían, respectivamente, la rentabilidad de un año de educación requerida, un año de sobreeducación y un año de infraeducación en el percentil θ .

La tabla 2 muestra los rendimientos de la educación a lo largo de la distribución salarial para el total de la muestra teniendo en cuenta tanto la escolaridad real del trabajador como el efecto salarial del desajuste educativo. Por su parte, en las tablas 3 y 4 se presentan, respectivamente, el análisis para las muestras de individuos con hasta estudios secundarios y estudios universitarios, con el fin de observar si los rendimientos educativos por género presentan comportamientos distintos en función del nivel de estudios.

Según se desprende de los resultados contenidos en la tabla 2, y coincidiendo con Martins y Pereira (2004), Budría y Moro-Egido (2008) y Budría (2011), los rendimientos de la

educación son crecientes a lo largo de la distribución salarial. En el caso de los varones, el rendimiento de la educación alcanzada es un 2,6% superior para los que se sitúan en el percentil 90 de la distribución salarial que para los ubicados en el percentil 10. Para las mujeres, dicho incremento alcanza el 3,1%. Por otra parte, se observa que los rendimientos de la educación requerida en el puesto de trabajo son claramente superiores a los correspondientes a la escolaridad alcanzada por los individuos, y que el retorno de un año de sobreeducación es aproximadamente un 50% inferior al de la educación requerida en el empleo⁴. Finalmente, se constata que un déficit de educación requerida para el empleo lleva aparejado una penalización en términos salariales.

Cabe también destacar que las mujeres obtienen, en comparación con los hombres, mayores rendimientos de la educación requere-

TABLA 2. RENDIMIENTOS DE LA EDUCACIÓN Y DESAJUSTE EDUCATIVO POR GÉNERO (muestra total)*

Hombres	P10	P25	P50	P75	P90	P90-P10
Educación alcanzada	0,030	0,036	0,045	0,052	0,056	0,026
Educación requerida	0,049	0,057	0,067	0,074	0,082	0,033
A. sobreeducación	0,024	0,029	0,035	0,039	0,041	0,017
A. infraeducación	-0,024	-0,027	-0,030	-0,032	-0,033	-0,009
Mujeres	P10	P25	P50	P75	P90	P90-P10
Educación alcanzada	0,033	0,041	0,052	0,061	0,065	0,031
Educación requerida	0,056	0,065	0,079	0,087	0,093	0,037
A. sobreeducación	0,024	0,025	0,031	0,037	0,042	0,019
A. infraeducación	-0,029	-0,033	-0,039	-0,042	-0,038	-0,009

Fuente: Elaboración propia a partir de EES (2006).

* Todas las variables son estadísticamente significativas al 5%.

⁴ De acuerdo con nuestros resultados, el rendimiento de la sobreeducación con respecto a la educación requerida se sitúa en torno al 56% en el caso de los varones y al 45% en las mujeres.

rida y alcanzada en toda la distribución salarial. Sin embargo, los rendimientos de los años de sobreeducación muestran un comportamiento más errático, siendo superiores para las mujeres en las colas e inferiores en el centro de la distribución salarial. Finalmente, debe señalarse que la penalización salarial por infraeducación es superior en el caso de las mujeres en todos los cuantiles analizados. En definitiva, los resultados parecen confirmar que el ajuste entre educación y empleo favorece a las mujeres en términos salariales, mientras que las situaciones de desajuste, especialmente la infraeducación, conllevan una menor penalización salarial en el caso de los hombres.

La tabla 3 contiene los resultados para las muestras de hombres y mujeres con hasta educación secundaria. Como puede comprobarse, todas las conclusiones obtenidas para el análisis de la muestra total son de aplicación en este caso. No obstante, cabe destacar que los rendimientos de la educación son visiblemente inferiores para los individuos de menor nivel educativo.

Sin embargo, de acuerdo con los datos recogidos en la tabla 4, el análisis por género de los individuos con estudios universitarios

presenta notables divergencias con respecto a los anteriores. En primer lugar, en el caso de los individuos con mayor nivel de estudios, los rendimientos educativos son mayores para los varones en todos los puntos de la distribución salarial considerados. Este resultado se mantiene tanto para los años de educación obtenida, como para los de educación requerida y sobreeducación. Así por ejemplo, el rendimiento de un año de educación obtenida para un varón en el percentil 10 es de un 4,1%, aumentando hasta el 9,4% si su salario se sitúa en el percentil 90 de la distribución. En el caso de las mujeres, las cifras descienden hasta el 3% y 8,8% respectivamente. No obstante, conviene destacar que esas diferencias en rendimientos se van atenuando conforme nos desplazamos hacia la parte derecha de la distribución salarial. Así, si en el percentil 10 el rendimiento de la educación obtenida era un 36,7% superior en los varones, en el percentil 90 la cifra cae al 6,8%.

Por otro lado, como ocurría en los análisis anteriores, la penalización por infraeducación es mayor en las mujeres a lo largo de toda la distribución salarial. Además, si en el caso de los hombres la penalización en los salarios en la mitad derecha de la distribu-

TABLA 3. RENDIMIENTOS DE LA EDUCACIÓN Y DESAJUSTE EDUCATIVO POR GÉNERO (H. estudios secundarios)*

Hombres	P10	P25	P50	P75	P90	P90-P10
Educación alcanzada	0,014	0,016	0,019	0,024	0,024	0,014
Educación requerida	0,026	0,030	0,039	0,048	0,058	0,032
A. sobreeducación	0,015	0,018	0,024	0,027	0,026	0,011
A. infraeducación	-0,010	-0,010	-0,010	-0,012	-0,014	-0,005
Mujeres	P10	P25	P50	P75	P90	P90-P10
Educación alcanzada	0,018	0,020	0,024	0,033	0,036	0,018
Educación requerida	0,030	0,036	0,045	0,060	0,070	0,040
A. sobreeducación	0,017	0,016	0,018	0,025	0,028	0,011
A. infraeducación	-0,017	-0,019	-0,020	-0,025	-0,025	-0,008

Fuente: Elaboración propia a partir de EES (2006)

* Todas las variables son estadísticamente significativas al 5%.

TABLA 4. RENDIMIENTOS DE LA EDUCACIÓN Y DESAJUSTE EDUCATIVO POR GÉNERO (estudios universitarios)*

Hombres	P10	P25	P50	P75	P90	P90-P10
Educación alcanzada	0,041	0,052	0,068	0,082	0,094	0,054
Educación requerida	0,077	0,084	0,092	0,105	0,116	0,039
A. sobreeducación	0,027	0,032	0,044	0,062	0,074	0,046
A. infraeducación	0,001	-0,019	-0,032	-0,032	-0,033	-0,034
Mujeres	P10	P25	P50	P75	P90	P90-P10
Educación alcanzada	0,030	0,041	0,057	0,075	0,088	0,058
Educación requerida	0,064	0,074	0,086	0,096	0,107	0,043
A. sobreeducación	0,013	0,020	0,031	0,045	0,061	0,048
A. infraeducación	-0,025	-0,028	-0,046	-0,060	-0,067	-0,042

Fuente: Elaboración propia a partir de EES (2006)

* Todas las variables son estadísticamente significativas al 5%.

ción permanece constante en torno al -3,2%, en el caso de las mujeres no deja de aumentar, pasando del -4,6% en el percentil 50 al -6,7% en el percentil 90.

En definitiva, la evidencia empírica obtenida este trabajo arroja unos resultados muy distintos en función del nivel de estudios de los individuos. En el caso de aquéllos con niveles de estudio inferiores, son las mujeres las que obtienen rendimientos educativos más altos para la educación alcanzada y para la requerida, aunque soporten mayores penalizaciones por la presencia de infraeducación en su empleo. Sin embargo, las mujeres universitarias obtienen menores rendimientos educativos que los hombres y mayores penalizaciones por desajuste educativo (tanto por sobreeducación como por infraeducación), atenuándose estas diferencias en la parte derecha de la distribución salarial⁵.

⁵ Bajo nuestro punto de vista, una posible explicación del menor rendimiento de la educación de las mujeres universitarias con respecto a los hombres podría radicar en que existe una cierta segregación por género en las áreas de estudio, siendo mayoritaria la presencia femenina en educación o sanidad y, sin embargo, son minoría en las enseñanzas técnicas que, tradicionalmente, han contado con una mayor valoración en el mercado de trabajo (ANGOITIA y RAHONA, 2007).

DIFERENCIAL SALARIAL POR GÉNERO

La metodología desarrollada en los trabajos de Blinder (1973) y Oaxaca (1973) supuso un gran avance en las investigaciones que analizan el diferencial salarial por género, permitiendo conocer qué parte de este diferencial corresponde a diferencias en características productivas y qué parte se explica por diferentes rendimientos de dichas características. Las últimas contribuciones en esta materia (Juhn, Murphy y Pierce, 1993; Machado y Mata, 2005; Melly, 2005, 2006; Fortin, Lemieux, Firpo, 2011, entre otras) coinciden en subrayar la necesidad de comparar el diferencial salarial por género a lo largo de la distribución salarial, y no sólo en la media. La aplicación de este tipo de aproximaciones permite que las características productivas de los individuos tengan efectos diferentes en distintos puntos de la distribución de salarios. Esta circunstancia hace posible el análisis de los fenómenos de techo de cristal y suelo pegajoso. En el primer caso, se observa que el diferencial salarial por género es mayor al final de la distribución salarial, lo que sugiere que conforme las mujeres van accediendo a mejores empleos, su salario no crece de forma proporcional. Por otro lado, en

el fenómeno de suelo pegajoso se advierte que el diferencial salarial por género se acentúa en la parte inferior de la distribución.

El método de descomposición empleado en el presente trabajo se basa en la técnica desarrollada por Juhn, Murphy y Pierce (1993), aplicada para la medición del diferencial salarial por género, y que parte de la estimación, separadamente para hombres y mujeres, de una ecuación salarial semilogarítmica minceriana con la siguiente forma:

$$w_{ij} = X_i\beta + u_i \quad (5)$$

donde w_{ij} corresponde al logaritmo del salario bruto por hora del trabajador i ; X_i es un vector de características individuales (las mismas que se han utilizado en las estimaciones de la sección anterior); β es un vector de parámetros y u_i es un término de error aleatorio.

Como indican Juhn *et al.* (1993), en este marco conceptual, las diferencias salariales entre hombres y mujeres pueden ser consecuencia de tres factores: una distinta dotación de características productivas individuales (educación, experiencia, jornada laboral, etc.); la existencia de diferentes precios que remuneren estas características (es decir, diferencias de rendimiento por género, asociadas a existencia de discriminación en el mercado de trabajo) y, por último, la presencia de distintas distribuciones de residuos salariales, que aproximarían las diferencias en cuanto a las características no observables de cada colectivo. En consecuencia, el diferencial salarial entre hombres y mujeres podría calcularse de la siguiente forma:

$$w^h - w^m = (X^h - X^m)\alpha + (P^h - P^m)\beta + (\delta^h - \delta^m)\sigma \quad (6)$$

siendo α el parámetro que recoge qué parte del diferencial salarial viene explicado por diferencias en características, β el que mide la parte del diferencial salarial que se debe a diferentes rendimientos de esas características y σ el coeficiente que cuantifica la importancia del residuo en la determinación del diferencial salarial.

La tabla 5 cuantifica la contribución de las características personales, el rendimiento asociado a dichas características y del residuo en la explicación del diferencial salarial por género a lo largo de la distribución salarial. Los resultados se presentan para la muestra total, para la muestra de individuos con estudios secundarios o inferiores, y para aquéllos que han completado estudios universitarios, con el fin de contrastar si la discriminación salarial por género es constante a lo largo de la distribución salarial e independiente del nivel educativo. Finalmente, en aras de facilitar la comprensión de los resultados, en la tabla 5 se muestran únicamente los procedentes de la estimación ORU, por ser éstos los que más información incorporan acerca de las características personales de los individuos⁶.

Como se observa en la tabla 5, el diferencial salarial por género se sitúa, en media, en torno al 19,8% en el caso de la muestra total, alrededor del 26% para individuos con hasta estudios secundarios y aumenta hasta el 30% en el caso de la muestra de individuos con estudios universitarios. Asimismo, y coincidiendo con De la Rica *et al.* (2008), en el caso de los universitarios el diferencial por género crece ininterrumpidamente a lo largo de la distribución salarial (pasando de 0.196 en el percentil 10 a 0.461 en el percentil 95). Sin embargo, para el total de la muestra y para los individuos con menores niveles educativos el comportamiento del diferencial salarial a lo largo de la distribución es más errático.

Por otra parte, una vez cuantificado el diferencial salarial por género en España, resulta de indudable interés conocer qué parte del mismo se debe a diferencias en las características productivas, y qué parte es

⁶ Cabe señalar que los resultados obtenidos utilizando la ecuación de Mincer y la especificación ORU son muy similares. En cualquier caso, los resultados derivados de la ecuación minceriana están disponibles ante su requerimiento a las autoras.

TABLA 5. COMPONENTES OBSERVABLES E INOBSERVABLES DEL DIFERENCIAL SALARIAL POR GÉNERO

	Diferencial salarial	Componente de características observadas (%)	Componente de rendimientos (%)	Residuos salariales (%)
Muestra total				
P10	0,193	10,3	96,0	-6,3
P25	0,180	-0,4	105,2	-4,8
P50	0,198	1,9	99,7	-1,6
P75	0,196	7,6	90,4	2,0
P90	0,181	4,8	86,8	8,4
P95	0,238	19,2	69,8	11,0
Hasta estudios secundarios				
P10	0,214	26,8	82,0	-8,8
P25	0,205	19,5	86,9	-6,4
P50	0,235	22,5	79,8	-2,3
P75	0,294	31,3	65,4	3,3
P90	0,319	24,7	67,2	8,1
P95	0,294	11,4	77,3	11,3
Estudios universitarios				
P10	0,192	71,9	45,6	-17,5
P25	0,225	69,9	40,4	-10,3
P50	0,264	69,9	33,0	-3,0
P75	0,292	59,5	35,6	4,9
P90	0,398	51,5	37,3	11,2
P95	0,461	49,9	36,8	13,3

Fuente: Elaboración propia a partir de EES (2006).

consecuencia de diferencias en los rendimientos de dichas características, hecho que en la literatura se ha identificado como existencia de discriminación. Según se desprende de la tabla 5, para la muestra total y la de hasta estudios secundarios, la mayor parte del diferencial salarial viene explicado por diferencias en los rendimientos de las características productivas. En el caso de la muestra total, las diferencias en rendimiento explicarían un mínimo del entre el 69,8% (que se alcanza en el percentil 95) y el 105, 2% (en el percentil 25) del diferencial salarial entre hombres y mujeres. Si el análisis se centra en la mues-

tra de trabajadores con hasta estudios secundarios, las diferencias en los rendimientos de las características productivas explican entre el 65,4% (percentil 75) y el 87% (percentil 25) del total del diferencial salarial.

Sin embargo, en el caso de los individuos con estudios universitarios, las diferencias en dotaciones de características productivas explican al menos un 50% del diferencial salarial entre hombres y mujeres. Por consiguiente, la parte del diferencial salarial consecuencia de la existencia de discriminación es menor en este colectivo, oscilando entre el

45,6% (para el percentil 10) y el 33% (en el percentil 50). Estos resultados coinciden con los obtenidos por Gardeazabal y Ugidos (2005) para España, que concluyen que la discriminación salarial por género no es constante en toda la distribución de salarios y alcanza su máximo en la parte inferior de dicha distribución, donde se sitúan generalmente los individuos menos educados. También Nicodemo (2009) afirma que en el caso español las diferencias en características explican un 50% del diferencial salarial por género de los individuos situados en los percentiles más altos de la distribución, mientras que su capacidad explicativa se reduce al 8% para los individuos en el percentil 10. Sin embargo, las conclusiones de García *et al.* (2001) apuntan a que la discriminación salarial para las mujeres es superior en la parte superior de la distribución.

Finalmente, el hecho de disponer de la distribución de salarios al completo, y no solo del salario medio, nos permite contrastar la existencia de los fenómenos de techo de cristal y suelo pegajoso en el mercado de trabajo español. Siguiendo a Nicodemo (2009), definimos la existencia de techo de cristal si el diferencial salarial entre hombres y mujeres situados en el percentil 95 de la distribución es al menos un 2% superior al diferencial salarial en el percentil 50. Alternativamente, diremos que existe suelo pegajoso si el diferencial salarial en el percentil 10 es superior en al menos un 2% al del percentil 25.

Los resultados obtenidos para el total de la muestra y los individuos con hasta estudios secundarios son muy similares entre sí. En primer lugar, se observa que en el caso de la muestra total (hasta estudios secundarios) el diferencial salarial en el percentil 10 es un 7,2% (4,4%) superior al existente en el percentil 25. Asimismo, el gap salarial observado en el percentil 95 es un 20,2% superior para el total de la muestra y un 25,1% superior para los individuos con hasta estudios secundarios en comparación con el gap existente en el percentil 50. En consecuencia, puede decir-

se que en ambos casos se encuentra evidencia a favor de la existencia tanto del fenómeno de techo de cristal como del de suelo pegajoso.

En el caso de los individuos con estudios universitarios se descarta la presencia de suelo pegajoso ya que el diferencial salarial por género en el percentil 25 es superior al del percentil 10. Sin embargo, el diferencial salarial en el percentil 95 es un 74,6% superior al existente en el percentil 50, resultado que refleja la presencia de techo de cristal en el mercado laboral español para las mujeres más cualificadas.

CONCLUSIONES

En marzo de 2010, con el fin de conmemorar el 30 aniversario de la Convención de las Naciones Unidas sobre la eliminación de todas las formas de discriminación contra las mujeres, la Comisión Europea renovó su compromiso con la igualdad de género y con el fortalecimiento de la perspectiva de género en todas sus políticas. Dentro de estas políticas, la reducción del diferencial salarial por género se ha convertido en una de las líneas prioritarias.

En este contexto, el presente trabajo se ha analizado las diferencias salariales por género en España teniendo en cuenta el nivel de estudios de los trabajadores. Dado que la educación es una de las características productivas que mayor importancia tiene a la hora de explicar las diferencias en salarios entre hombres y mujeres hemos considerado oportuno, en primer lugar, analizar los rendimientos educativos por sexo, teniendo en cuenta el posible efecto del desajuste educativo sobre los mismos. Así, los resultados apuntan a que, para el total de la muestra y para el colectivo con hasta estudios secundarios, los rendimientos de la educación alcanzada y requerida en el empleo son superiores para las mujeres en toda la distribución salarial. No obstante, ellas son las que experimentan una mayor penalización salarial por desajus-

te educativo, siendo esto especialmente cierto en el colectivo de infraeducados. Sin embargo, en el caso de los individuos con estudios universitarios, los rendimientos de la educación son sistemáticamente inferiores en el caso de las mujeres. Además, ellas sufren una mayor penalización salarial en caso de desajuste entre educación y empleo, tanto en la forma de sobreeducación como de infraeducación.

Por otra parte, con respecto al diferencial salarial por género, los resultados ponen de manifiesto que éste es más acentuado en el caso de los universitarios. Sin embargo, cuando se descompone el diferencial salarial para conocer qué parte se debe a la existencia de distintas dotaciones en características productivas y qué parte es generado por diferencias en rendimientos se observa que, en el caso de las mujeres con niveles de estudio inferiores, la parte del diferencial explicado por diferencias en características es sustancialmente menor que en el caso de las mujeres universitarias. Por tanto, la incidencia de la discriminación salarial parece ser menor entre las mujeres más cualificadas.

Finalmente, el hecho de disponer de la distribución de salarios y no sólo del valor del salario medio, nos permite contrastar la existencia de techo de cristal o suelo pegajoso en la distribución salarial. Utilizando la definición propuesta por Nicodemo (2009), se constata la presencia de ambos fenómenos para la muestra total y para la muestra de mujeres con hasta educación secundaria. En el caso de las mujeres universitarias, existe fuerte evidencia a favor de la existencia de techos de cristal.

En definitiva, las mujeres con mayor nivel de estudios obtienen unos rendimientos inferiores de la educación con respecto a los alcanzados por los varones y soportan una mayor brecha salarial por género aunque, de acuerdo con nuestros resultados, este diferencial viene explicado en buena medida por las diferencias en características producti-

vas. Conviene remarcar aquí que, entre esas diferentes características productivas está el hecho de poseer un contrato indefinido o realizar tareas de supervisión, que si bien pueden responder a distintas preferencias por género, también pueden ser consecuencia de una mayor dificultad por parte de las mujeres en el acceso a dichas características productivas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ADDABBO, T. y FAVARO, D. (2011): «Gender wage differentials by education in Italy», *Applied Economics*, 43, 4589-4605.
- ALBA-RAMÍREZ, A. (1993): «Mismatch in the Spanish Labor Market: Overeducation?», *The Journal of Human Resources*, 28, 259-278.
- ALBRECH, J.; BJORKLUND, A. y VROMAN, S. (2003): «Is there a glass ceiling in Sweden?» *Journal of Labor Economics*, 21(1), 145-177.
- ANGOITIA, M. y RAHONA, M. (2007): «Evolución de la educación universitaria: diferentes perspectivas y principales tendencias (1990-2005)». *Revista de Educación*, núm. 344, mayo-agosto, 245-264.
- AMUEDO-DORANTES, C. y S. DE LA RICA (2006): «The Role of Segregation and Pay Structure on the Gender Wage Gap: Evidence from Matched Employer-Employee Data for Spain», *Contributions to Economic Analysis & Policy*, Berkeley Electronic Press Journals.
- ARRAZOLA, M. y DE HEVIA, J. (2006): «Gender differentials in returns to education in Spain», *Education Economics*, 14(4), 469-486.
- ARULAMPALAM, W.; BOOTH, A.L. y BRYAN, M.L. (2007): «Is there a glass ceiling over Europe? Exploring the gender pay gap across the wage distribution», *Industrial and Labour Relations Review*, 60 (2), 163-186.
- BARCEINAS, F., OLIVER, J., RAYMOND, J.L. y ROIG, J.L. (2000): «Los rendimientos de la educación y la inserción laboral en España», *Papeles de Economía Española*, 86, 128-148.
- BOOTH, A.L.; FRANCESCONI, M. y FRANK, J. (2003): «A sticky floors modelo of promotion, pay and gender», *European Economic Review*, 47(2), 295-322.

- BÜCHEL, F y BATTU, H. (2003): «The Theory of Differential Overqualification: Does it Work?». *Scottish Journal of Political Economy*, 2003, 50 (1), 1-16
- BUDRÍA, S. (2011): «Are educational mismatches responsible for the Inequality Increasing Effect of education», *Social Indicator Research*, 102, 409-437.
- BUDRÍA, S. y MORO-EGIDO A.I. (2008): «Education, educational mismatch and wage inequality: Evidence for Spain», *Economics of Education Review*, 27, 332-341.
- CAPARRÓS, A., GAMERO, C., MARCENARO, A. y NAVARRO, L. (2001): «Un análisis comparativo del rendimiento de la educación en España», *Actas de las X Jornadas de la Asociación de la Economía de la Educación*. Universidad de Murcia. Disponible en <http://www.revecap.com/encuentros/anteriores/viieea/autores/A/149.doc>.
- COHN, E. y NG, Y.C. (2000): «Incidence and Wages Effects of Overschooling and Underschooling in Hong Kong», *Economics of Education Review*, 19 (2), 159-168.
- COMISIÓN EUROPEA (2005). *Employment in Europe 2005*.
- COMISIÓN EUROPEA (2008): *Report on equality between women and men*.
- COMISIÓN EUROPEA (2010): *Strategy for equality between women and men*. 2010-2015.
- DE LA RICA (2010): «Segregación Ocupacional y diferencias salariales por género en España: 1995- 2006», *Mujeres y mercado laboral en España*, FBBVA-IVIE, 21-47.
- DE LA RICA, S., DOLADO, J.J. y LLORENS, V. (2008): «Ceilings or floors? Gender wage gaps by education in Spain», *Journal of Population Economics*, 21, 751-776.
- DOLTON, P. y VIGNOLES, A. (2000): «The incidence and Effects of Overeducation in the U.K. Graduate Labour Market». *Economics of Education Review*, 19 (2), pp. 179-198.
- DUNCAN, G. y HOFFMAN, S.D. (1981): «The incidence an Wage Effects of Overeducation», *Economics of Education Review*, 1 (1), 75-86.
- FAVARO, D. y MAGRINI, S. (2008): «Group versus individual discrimination among young workers: a distributional approach», *Journal of Socio-Economics*, 37, 1856-1879.
- GARCÍA, J.; HERNÁNDEZ, P.J. y LÓPEZ-NICOLÁS, A. (2001): «How wide is the gap? an investigation of gender wage differences using quantiles», *Empirical Economics*, 26 (1), 149-168.
- GARCÍA-SERRANO, C. y MALO, M.A. (1996): «Desajuste educativo y movilidad laboral en España», *Revista de Economía Aplicada*, 11 (4), 105-131.
- GARDEAZABAL, J. y UGIDOS, A. (2005): «Gender wage discrimination at quantiles», *Journal of Population Economics*, 18, 165-179.
- GRADÍN, C. and DEL RÍO, C. (2009), «Aspectos distributivos de las diferencias salariales por razón de género en España: un análisis por subgrupos poblacionales», *Hacienda Pública Española*, vol. 189 (2), pp. 9-46.
- GROOT, W. y MAAESEN VAN DER BRINK, H. (1997): «Allocation and the Returns to Overeducation in the U.K.» *Education Economics*, vol. 5, pp. 169-183.
- HARTOG, J. (2000): «Over-education and earnings: Where are we, where should we go?», *Economics of Education Review*, 19, 131-147.
- HARTOG, J. y OOSTERBEEK, H. (1988): «Education, Allocation and Earnings in the Netherlands. Overschooling?». *Economics of Education Review*, vol. 7, núm.2, pp. 185-194.
- JUHN, C.; MURPHY, K.M. y PIERCE, B. (1993): «Wage inequality and the rise in returns to skills», *Journal of Political Economy*, 101(3), 410-442.
- KATZ, L.F. y MURPHY, K.M. (1992) «Changes in Relative Wages, 1963–87: Supply and Demand Factors», *Quarterly Journal of Economics* 107, 35–78.
- KIKER, B.F., SANTOS, M.C., MENDES DE OLIVIERA, M. (1997): «Overeducation and Undereducation: Evidence for Portugal», *Economics of Education Review*, 16(2), 111-125.
- LASSIBILLE, G.; NAVARRO, I.; AGUILAR, M.I.; y DE LA O, C. (2001): «Youth Transition from School to Work in Spain». *Economics of Education Review*, vol. 20, p. 139-149.
- MARTINS, P.S. y PEREIRA, P.T. (2004): «Does education reduces wage inequality? Quantile regressions evidence for fifteen European countries», *Labour Economics*, 11(3), 355-371.
- MACHADO, J. A. y MATA, J. (2005): «Counterfactual decomposition of changes in wage distribution

- using quantile regression», *Journal of Applied Econometrics*, 20(4), 445-465.
- MELLY, B. (2005): «Decomposition of difference in distribution using quantile regression», *Labour Economics* 12(4), 577-590.
- MINCER, J. (1974): «Investment in Human Capital and Personal Income Distribution», *Journal of Political Economy*, 66(4), 281-302.
- MURILLO-HUERTAS, I.P.; RAHONA-LÓPEZ, M. y SALINAS-JIMÉNEZ, M.M. (2012): Effects of educational mismatch on private returns to education: An analysis of the Spanish case (1995–2006), *Journal of Policy Modeling*, 34(5), 646-659.
- MUSIDA, C. y PICCHIO, M. (2012): «The gender wage gap by education in Italy», *IZA Discussion Paper* n° 6428.
- NICODEMO, C. (2009): «Gender pay gap and quintile regression in European families», *IZA discussion paper* n° 3938.
- OLIVER, J., RAYMOND, J.L., ROIG, J.L. y BARCEINAS, F. (1999): «Returns to human capital in Spain: A survey of the evidence», en Asplund, R. y Pereira, P. (eds.) *Returns to human capital in Europe: A literature review*, ETLA, The Research Institute of Finnish Economy, Helsinki.
- PONS, E. y GONZALO, M.T. (2002): Returns to schooling in Spain: How reliable are instrumental variables estimates?, *Labour*, 16(4), 747-770.
- RUBB, S. (2003): «Overeducation: a short or long run phenomenon for individuals?», *Economics of Education Review*, vol. 22, pp. 389-394.
- SIMÓN, H. (2006): «Diferencias salariales entre hombres y mujeres en España: una comparación internacional con datos emparejados empresa-trabajador», *Investigaciones Económicas*, XXX (1), 55-87.
- SIMÓN, H.; RAMOS, R. y SANROMÁ, E. (2008): «Evolución de las diferencias salariales por razón de sexo», *Revista de Economía Aplicada*, 48(XVI), 37-68.
- SICHERMAN, N. (1991): «Overeducation in the Labor Market», *Journal of Labor Economics*, 9 (2), 101-122.
- SLOANE, D.J.; BATTU, H.B. y SEAMAN, P. (1999): «Overeducation, Undereducation and the British Labour Market», *Applied Economics*, núm. 31, 1437-1453.
- TROSTEL, P.; WALKER, I. y WOOLLEY, P. (2002): Estimates of the economic return to schooling for 28 countries, *Labour Economics*, 9(1), 1-16.
- VERDUGO, R.R. y VERDUGO, N.T. (1989): «The Impact of Surplus Schooling on Earnings. Some Additional Findings», *Journal of Human Resources*, 24 (4), 629-643.
- VIERA, J. (1997): «Education and Earnings in Portugal in 1982, 1986 and 1992». *Working Paper Tinbergen Institute, 07-04-97*. University of Amsterdam.